

Le Rôle de la Consommation Publique dans la Croissance : le cas des pays de l'Union Européenne.

João Sousa Andrade, Maria Adelaide Silva Duarte et Claude Berthomieu*

10 mars 2005

Résumé

La réduction de la croissance économique pendant ces dernières années a provoqué un renouveau d'intérêt en ce qui concerne le poids de la présence de l'État, surtout dans les économies européennes. Il ne suffit pas d'insister sur le poids excessive de l'Etat. Il faut le prouver et dire jusqu'à tel point il est excessive. Ces questions doivent recevoir des réponses précises de l'analyse économique. Ce que nous avons essayé de faire dans notre étude d'une façon tout à fait originale puisque nous adressons empiriquement la question de l'endogenité-exogenité des dépenses publiques et la détermination de la taille optimale de l'Etat pour l'U.E.. Nous avons utilisé comme point de départ de notre analyse la Courbe d'Armey et le modèle de Barro (1989). Nous avons appliqué les idées de ces deux auteurs aux pays de l'U.E. pour la période allant de 1960 à 2002. L'étude empirique a été faite en panel et aussi aux séries temporelles. On étudie un espace économique intégré et les différentes parties intégrantes. Les techniques économétriques utilisées sont adéquates aux données stationnaires et non-stationnaires.

La taille de l'Etat se comporte comme une variable avec mémoire longue, en conséquence elle ne peut pas être considérée comme contrôlée en courte-période. Nous avons aussi admis la présence de la Loi de Wagner pour l'U.E.. L'application économétrique ne conduit pas, au niveau de l'U.E. à une taille optimale au sens d'Armey et du modèle de Barro. Au niveau individuel le modèle de Barro conduit, pour une partie des économies, à des dimensions bien supérieures aux dimensions effectives.

Classification JEL : C0, E6, H5 et O0 .

Mots-Clés : Dépenses Publiques, Croissance, Productivité, Panel, Courbe d'Armey, Union Européenne, Co-intégration en Panel, GMM et MCI.

*João Sousa Andrade, jasa@fe.uc.pt et Maria Adelaide Silva Duarte, GEMF et Faculdade de Economia de Coimbra, maduarte@fe.uc.pt ; et Claude Berthomieu, CEMAFI et Faculté de Droit, Sciences Politiques, Economiques et de Gestion de Nice, S.A., berthomi@unice.fr. Nous voulons remercier les collègues qui ont participé au projet de recherche FEMISE FEM2-02-21-39, spécialement les collègues A. Marouani, J.-Ch. Briquet-Laugier, S. Ignacio-Reis, M. Llorca, A. Tykhonenko, C. Marinheiro, R. Amrani, L. Oulhaj, Kh. Hammes, A. Elkhider, T. Chakib, E.M. Kchirid, A. Chaabane, A. Ghorbel, A. Ammous, E. Ayadi, F. Gabsi, R. Abdelkafi, B. Gurbuz, Th. Jobert, M. Raffinot et R. Franck. Nous voulons aussi remercier les commentaires des collègues J. Leonard, C. Aubin et J.-P. Berdot, lors de la présentation de ce papier à la Faculté de Sciences Economiques de l'Université de Poitiers.

1 Introduction

Le rôle de l'Etat dans l'économie a augmenté depuis la fin de la Première Guerre Mondiale jusqu'aux années 90. Cette augmentation fût le résultat des idées politiques et aussi économiques. En 1960, dans 23 nations développées, les dépenses du Gouvernement représentaient 27% du total du produit, mais en 1996 cette part était déjà de 48%¹.

En regardant le cas des Etats-Unis, on voit que c'est seulement après 1992 que cette valeur commence à se réduire, passant de 36,9% à 36,2% en 1993. Pour la période 1970-2000, la valeur la plus faible fût obtenue en 1973 (30,5%).

On sait que la présence de l'Etat dans les pays européens est plus importante qu'aux Etats-Unis. Pour l'UE des 12, l'Etat représentait 51,6% en 1995 et il représente encore 48% en 2001². Il faut avoir à l'esprit que, pendant les "Trente Glorieuses"³, l'intervention du Gouvernement a beaucoup augmenté. C'est après 1973, avec le ralentissement de la croissance économique, que le poids de l'Etat est devenu, pour une grande partie des économistes, un des problèmes de nos économies.

Dans cette étude nous nous proposons d'analyser le rôle de la taille de l'Etat dans la croissance économique avec une application empirique à l'U.E. qui cherche à déterminer sa dimension optimale.

Dans la section (2) nous adressons la question suivante : "est ce qu'on peut parler d'un niveau optimal des dépenses du gouvernement ?". Notre stratégie de recherche se fonde sur deux axes de départ : la courbe d'Armey (1995) et le modèle de Barro (1989). Le premier constitue plutôt une analyse empirique tandis que le second est un modèle d'optimisation intertemporelle. Avec ce modèle la recherche de la "taille optimale" sera essayée pour des valeurs différentes du taux de préférence intertemporelle. Nous introduirons aussi des dépenses improductives qui augmentent le bien-être des individus. De cette façon on arrive à la dissociation de l'obtention d'un niveau optimal de croissance de l'obtention d'un niveau optimal de bien-être. Cette section termine avec l'analyse d'une question assez importante : la possible détermination endogène du niveau d'intervention de l'Etat. Cette question est importante à cause de la nature de l'intervention de l'Etat : variable instrumentale ou détermination de l'économie ?

Dans la section (3) nous déterminons empiriquement la valeur de la taille de l'Etat. Nous avons choisi les pays de l'U.E., à l'exception du Luxembourg, de la Suède et de l'Angleterre pour la période de 1960 jusqu'à 2002. Nous avons étudié les caractéristiques de stationnarité des variables de notre panel. Cette étude nous conduit au choix des méthodes d'estimation et constitue un test ⁴ de l'hypothèse de croissance endogène. Les caractéristiques de stationnarité du niveau de consommation publique par rapport au PIB ont été étudiées au niveau du panel et de façon individuelle. La caractéristique de stationnarité du ratio des dépenses du Gouvernement par rapport au produit indique le type de politiques qu'on peut envisager pour attendre un niveau optimal de ces dépenses. La possibilité de vérification de la Loi de Wagner sera ensuite étudiée. Nous aborderons la

¹James Gwartney et Lawson (1998).

²Commission (2002).

³Jean Fourastié, en se référant à la période de 1945 à 1973.

⁴Cependant un test primaire.

question de l'existence d'une relation négative entre la "taille de l'Etat" et la croissance de l'économie. Ensuite nous essayerons de déterminer un niveau optimal du ratio de la consommation publique par la méthode d'Armey et par l'estimation d'une fonction de production en accord avec le modèle théorique de Barro (1989). Finalement nous conclurons.

2 L'Hypothèse d'une Dimension Optimale du Gouvernement

En ce qui concerne les effets des dépenses publiques sur la production, l'analyse économique nous offre deux positions extrêmes. D'un côté, selon le Théorème de l'Equivalence Ricardienne⁵, les dépenses publiques ne peuvent avoir d'effet sur le produit global du fait de la présence d'un phénomène d'éviction (*crowding-out*) des dépenses privées. De l'autre côté, pour les keynésiens de la tradition de Hansen⁶, les dépenses publiques sont l'instrument préféré pour stabiliser le produit à son niveau de plein-emploi.

On ne saurait trop insister sur l'importance des travaux de Aschauer (1989) et Munnell (1990) quant à l'évaluation, récemment et en dehors des discussions d'école, du rôle des dépenses d'investissement de l'Etat. Les deux auteurs ont avancé comme explication de la chute de productivité des années 70⁷ la réduction de l'investissement public. Aschauer (1990) et Holtz (1988) ont proposé, en conséquence, l'inclusion du capital public dans les formulations des fonctions de production.

En même temps, le renouveau de l'intérêt pour la croissance, surtout par le biais de la théorie de la croissance endogène, a conduit à une vision différente du rôle des dépenses publiques dans l'évolution des économies. Les dépenses de l'Etat et la production des biens publics créent des externalités dont bénéficie la productivité marginale du capital privé. L'augmentation de la productivité marginale privée conduit au changement des plans de production des agents privés qui produiront d'avantage. Ces types de dépenses sont d'abord nécessaires au fonctionnement du marché et aussi à la défense des droits de propriété, mais elles sont aussi des dépenses développant les infrastructures. Au delà de celles-ci on doit encore considérer les dépenses d'investissements en capital humain. Ces dépenses augmentent l'efficacité du facteur travail et en conséquence augmentent la productivité marginale du capital privé.

Aux conséquences positives que les dépenses publiques peuvent avoir sur la croissance, on doit opposer l'influence négative qui résulte de l'effet d'éviction (*crowding-out*) du secteur privé des ressources financières qui sont utilisées par le Gouvernement. Cette idée parfaitement générale est représentée par la courbe Armey (1995) et elle est considérée aussi au sein du modèle de Barro (1989).

Armey (1995) a proposé une courbe très semblable à la courbe de Laffer pour représenter les effets sur le revenu national des dépenses publiques. Dans une économie sans Etat la règle de la loi (*the rule of law*) ne pourrait pas être appliquée. Les droits de propriété

⁵Barro (1974).

⁶Voir Brems (1984) et Brown (1989).

⁷Aux Etats Unis.

ne seraient pas respectés. Du fait de coûts de transactions trop élevés, il n'y aurait pas d'épargne et le produit serait très réduit. L'action collective dirigée par le Gouvernement doit conduire, en revanche, à la réduction des coûts de transaction en créant aussi un environnement favorable à l'investissement. Toutefois, la croissance des dépenses publiques sera soumise, elle aussi, à des rendements décroissants. Soit par l'intermédiaire des impôts, soit par l'épargne empruntée, l'intervention de l'Etat, à partir d'un certain niveau, conduira à réduire la croissance de l'économie. D'un effet bénéfique, on passe alors à un effet négatif sur le produit global. Cette idée est bien représentée par une équation du deuxième degré où le taux de croissance du produit est une fonction de la taille de l'État.

Le modèle intertemporelle présenté par Barro (1989) prétend concilier ces deux effets. Et de l'action positive et de l'autre, négative, sur la croissance, on pourra déduire un niveau optimal d'intervention de l'Etat. Nous suivrons cette idée de Barro (1989) qui est dans la tradition des modèles de Barro (1990), Romer (1986), Romer (1989), Lucas (1988) et Rebelo (1991). La population sera prise comme exogène⁸. Ainsi, les dépenses en capital humain ne seront pas le résultat d'un trade-off entre quantité et qualité dans la formation des enfants. Ce type de dépenses est simplement le résultat d'une décision du Gouvernement.

2.1 La taille Optimale de l'État dans un Modèle Intertemporel.

De suite nous présenterons les hypothèses et résultats principaux du modèle de Barro (1989). Les individus sont représentés par une famille représentative, infiniment altruiste, dont la fonction d'utilité instantanée est la suivante⁹ :

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad \sigma > 0 \quad (1)$$

Notre agent représentatif maximise son utilité intertemporelle selon l'expression :

$$U = \int_0^{\infty} u(c_t) \cdot e^{-\rho \cdot t} dt \quad (2)$$

où ρ est le taux de préférence intertemporel.

Une fonction du type Cobb-Douglas est supposée représenter la fonction de production de l'économie. Les services publics sont inclus comme facteur de production (g) :

$$y_t = A_t \cdot k_t^{1-\alpha} \cdot g_t^{\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3)$$

En conséquence de cette définition, la contrainte de répartition du produit est donnée par :

⁸Ce qui nous permet d'oublier le problème de sa détermination, selon Becker (1964).

⁹Toutes les variables sont définies par travailleur. Le développement mathématique du modèle est présenté dans l'Annexe.

$$\dot{k}_t = y_t - c_t - g_t - \delta \cdot k_t \quad (4)$$

où δ représente la dépréciation du capital privé (k), et \dot{k} la variation du stock de capital.

La règle la plus simple pour représenter la contrainte des dépenses publiques est celle d'un budget équilibré, qu'on retient, s'écrit :

$$g_t = \tau \cdot y_t \quad (5)$$

où τ représente le taux d'imposition fixé par le Gouvernement. La rentabilité du capital privé est, de ce fait, réduite ; elle est maintenant de $(1 - \tau) \cdot y_t$.

La résolution du modèle conduit à l'expression de la croissance de l'état régulier (*steady state*) :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \gamma = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - \tau) \cdot (1 - \alpha) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g_t}{y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (6)$$

Cette équation résume l'essentiel de la démonstration de Barro (1989). Les dépenses publiques, via son accroissement, font augmenter le taux de croissance de l'économie. Ce que traduit le terme $\left(\frac{g_t}{y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$. Mais, en même temps, ces dépenses signifient aussi une réduction de l'appropriation privée du produit, ce qui a des implications négatives sur la croissance de l'économie.

À partir de l'équation (6) nous obtenons la valeur de $\frac{g_t}{y_t}$ qui maximise le taux de croissance, avec $g_t > 0$:

$$\tau = \frac{g_t}{y_t} = \alpha. \quad (7)$$

La croissance économique atteint sa valeur maximale quand la "taille de l'Etat" est égale à la valeur de l'élasticité des dépenses du Gouvernement dans la fonction de production de l'économie¹⁰.

Il est intéressant de voir dans la relation (6) que le taux de préférence intertemporelle a des implications sur le taux de croissance de l'économie, mais il n'a aucune influence sur la taille optimale de l'Etat. Les économies les plus pauvres, ayant une forte croissance de leur population, auront une probabilité plus grande d'enregistrer des taux de préférence intertemporelle plus élevés. Ce phénomène conduira à réduire leur taux de croissance, sans que la valeur optimale de la taille de l'Etat soit affectée.

Illustrons, à titre d'exemple, ce résultat à partir de valeurs prises par Barro (1989). Supposons $\sigma = 1$, $\delta = 0$, et $A = 0.113^{1-\alpha}$, avec $\alpha = 0.25$. Admettons deux cas pour le taux

¹⁰Le résultat de l'équation (7) est équivalent à $\frac{\partial y}{\partial g} = 1$, à la valeur de la productivité marginale égale à l'unité. Voir Barro (1988).

de préférence temporelle, $\rho = 2\%$ et $\rho = 3\%$. Barro (1989)¹¹ retient la première valeur. Les deux valeurs sont très réduites, mais notre but reside dans l'étude des équations (6) et (7). Dans la Figure (1) nous avons construit les courbes de croissance des deux économies par rapport à la taille de l'Etat. La courbe associée au taux de préférence plus élevé a nettement des valeurs inférieures. Dans les deux cas, la dimension optimale du Gouvernement est la même, soit 25% du produit. Mais pour $\rho = 2\%$ le taux maximal de croissance sera de 2% et pour $\rho = 3\%$ il sera de 1%. Une autre conclusion à retenir concerne les intervalles pour la taille de l'Etat dans lesquels la croissance sera positive :

$$\rho = 0.02 \text{ (2\%)}, \gamma > 0 \Rightarrow \frac{g}{y} \in]0.014, 0.740[; \quad \rho = 0.03 \text{ (3\%)}, \gamma > 0 \Rightarrow \frac{g}{y} \in]0.052, 0.574[$$

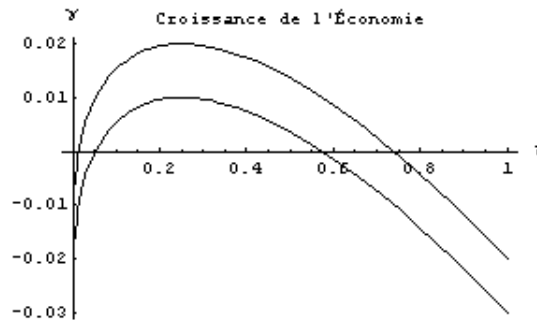


FIG. 1 – Deux économies avec $\rho = .02$ et $.03$

La croissance d'une économie avec une population jeune et désireuse de consommer, sera plus négativement influencée par un Etat minimalist que celle d'autre économie.

Comme nous le savons, l'Etat ne se limite pas à faire des dépenses productives, il fait aussi des dépenses importantes du point de vue de l'utilité des individus. Nous pensons aux dépenses culturelles, à celles liées à la de re-distribution des revenus, à la lutte contre la pauvreté, etc.. Mais nous pouvons aussi penser aux dépenses associées aux services administratifs, et plus généralement aux dépenses de fonctionnement du secteur public. Représentons ces dépenses par h ¹² et la proportion des deux types de dépenses par rapport au produit global par τ_g et τ_h . La fonction d'utilité instantanée est maintenant donnée par :

$$u(c, h) = \frac{\left(c_t^{1-\beta} \cdot h_t^\beta\right)^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \quad (8)$$

et la contrainte de répartition du produit par :

¹¹Et aussi Darreau (2003).

¹²Les autres continuent à être représentées par g .

$$\dot{k}_t = (1 - \tau_g - \tau_h) \cdot y_t - c_t - \delta \cdot k_t \quad (9)$$

La solution du système conduit, après simplification, à la valeur du taux de croissance pour l'état régulier (*steady state*) :

$$\gamma = \frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{f_k \cdot (1 - \tau_g - \tau_h) - \delta - \rho}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - \tau_g - \tau_h) \cdot (1 - \alpha) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g}{y} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (10)$$

On voit que ce résultat est semblable à celui qu'on avait obtenu pour la seule prise en compte de la consommation publique correspondant aux dépenses productives. En plus, la dérivée de γ par rapport à $\frac{g_t}{y_t}$ conduit au même résultat.

Si on fait la comparaison entre la relation (6) et la relation (10), on voit que le taux de croissance de l'économie sera maintenant inférieur. Les dépenses improductives de l'Etat réduisent les valeurs de l'investissement privé et aussi des services (g) qui augmentent la productivité de l'investissement privé. Mais si la taille optimale de l'Etat est donnée par l'égalité du même paramètre, $\tau_g = \alpha$, sa grandeur est maintenant supérieure, $\alpha + \tau_h$.

Pour avoir une idée plus précise des effets de l'introduction des dépenses improductives, on va reprendre les valeurs antérieures des paramètres ¹³ et on supposera deux cas de dépenses improductives : 10% et 17.0774%. ¹⁴ Nous avons représenté les taux de croissance par rapport à la taille de l'Etat dans la Figure (2).

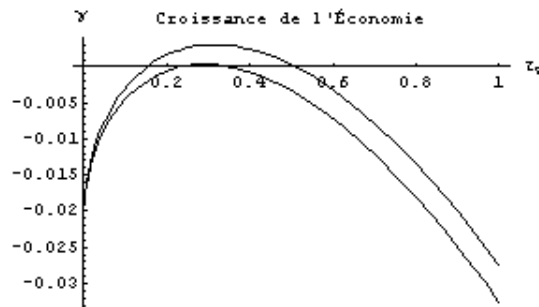


FIG. 2 – Deux économies avec $\rho = .02$ et $.03$

Dans le premier cas, le taux de croissance de l'économie sera positif pour des dépenses productives prises dans l'intervalle : $\tau_g \in]0.1538, 0.5078[$. La valeur maximale du taux de croissance sera simplement de 0.003 (0.3%). Dans le deuxième cas, le meilleur résultat est une croissance nulle pour une taille totale de l'Etat de 52% ($\simeq 0.35 + 0.17$). Comme on vient

¹³ $\sigma = 1$, $\delta = 0$, $\alpha = 0.35$, $\rho = 0.02$ et $A = 0.113^{1-\alpha}$.

¹⁴Cette valeur a été choisie pour annuler γ avec $\tau_g = 0.35$.

de le voir, les dépenses improductives réduisent de façon assez considérable l'effet positif des externalités des dépenses productives. Dans le deuxième cas, les dépenses productives de l'Etat peuvent améliorer la performance de l'économie, mais elles ne conduiront jamais à une croissance positive. Si dans ce cas on suppose encore un accroissement de la préférence intertemporelle, on peut s'apercevoir comment il peut être difficile de trouver une relation positive entre croissance de l'économie et dimension de l'Etat.

Ces derniers résultats nous disent qu'il faut bien dissocier une croissance plus élevée d'un bien-être plus élevé. Ils nous disent, aussi, qu'on peut rencontrer une relation négative entre taille de l'Etat et croissance économique pour des niveaux optimaux du bien-être¹⁵. La question qui est ici définitivement importante, est celle des préférences intertemporelles des individus.

2.1.1 L'Hypothèse de Croissance Endogène

Romer (1986), Romer (1990), Lucas (1988), Barro (1991), Azariadis et Drazen (1990), Aghion et Howitt (1992) et Grossman et Helpman (1992) ont mis en place la théorie moderne de la croissance endogène qui attribue un rôle essentiel au capital humain, aux externalités et aux rendements croissants. Dans ce contexte, la problématique d'un seuil maximum pour la taille de l'Etat peut devenir une problématique sans objet ou elle doit être reconsidérée au sein de modèles au moins avec deux secteurs¹⁶.

La possibilité de mise en échec de l'idée de Barro (1989) due à la croissance endogène est plus probable pour les pays développés¹⁷.

2.2 La Question de l'Endogénéisation de la Taille de l'Etat

Jusqu'ici, nous avons étudié le problème de la taille optimale de l'Etat en considérant ses dépenses comme une variable instrumentale pour attendre une croissance optimale. Mais une autre vision opposée existe dans la littérature économique, celle qui conduit à endogénéiser le niveau d'intervention de l'Etat. La première hypothèse soulevée à ce propos fût contenue dans la fameuse Loi de Wagner. En résumé, on admet que le développement économique¹⁸ entraîne l'augmentation plus que proportionnelle des dépenses publiques, l'augmentation du ratio des dépenses publiques par rapport au produit. Cette idée peut être testée empiriquement par des tests de causalité. Ghali (1998), pour dix pays de l'OCDE, et Edward Day et Lee (2000), pour les Etats-Unis, prouvent que la direction de la causalité part de cette part des dépenses publiques vers le produit¹⁹. Mais d'autres hypothèses ont été proposées qui ont pour base le problème de la réduction des fluctuations, c'est à dire, de la volatilité des fluctuations²⁰. L'analyse se fait en termes des

¹⁵Cette relation négative est introduite par des déplacements vers le bas de la courbe de la Figure (2).

¹⁶Une solution possible pourrait être la division de l'économie en plus d'un secteur où il y aurait au moins un secteur en dehors de la croissance endogène. Corsetti et Roubini (1996)

¹⁷À ce propos voir Rajhi (1996), p.145, citant Krugman (1989) et Stern (1991).

¹⁸L'urbanisation, la sécurité, les dépenses de santé publique (...), et la croissante acceptation des mesures politiques de nature social, comme l'a dit Wagner. Voir Musgrave (1985) et Reich (1987)

¹⁹Sur ce point voir les travaux étudiés et cités par Edward Day et Lee (2000).

²⁰Koskela et Viren (2003).

stabilisateurs automatiques avec Christiano (1984), R. Barsky et Zeldes (1986) et Cohen et Follette (2000) et en référence à l'ouverture des économies avec Rodrick (1998), Alesina et Wacziarg (1998) et Persson et Tabellini (2001)²¹. Ces dernières explications peuvent constituer une troisième voie qui peut influencer la taille de l'Etat et aussi le produit²². Les résultats de cette littérature reposent sur des justifications difficiles d'un point de vue théorique²³. En conclusion, on prendra comme hypothèse la plus adéquate, la possibilité d'une relation de causalité de la taille de l'Etat vers la croissance.

Une autre solution est proposée par Olters (2000) en utilisant l'analyse économique des votes. Cet auteur nous propose d'endogénéiser la taille de l'Etat en introduisant les comportements électoraux. En accord avec son analyse, les choix électoraux aboutiront à réduire h à la valeur 0. Son idée de base est la suivante : les individus voient leur richesse croître dans le temps ; en conséquence l'opinion sur les politiques re-distributives du Gouvernement changeront. Ils préfèrent maintenant des Gouvernements qui se proposent d'augmenter la croissance en réduisant h . Pour l'auteur, peu à peu, l'*homo oeconomicus* domine l'*homo publicus*. Les résultats des simulations faites par l'auteur sont cependant très dépendants de certaines hypothèses concernant l'évolution de la répartition de la richesse et d'une non création de nouveaux besoins collectifs. Même en supposant qu'il n'y a plus de "pauvres", les prix des services culturels et de santé vont certainement augmenter²⁴ et en conséquence, peut-être, élever la valeur de h . En plus, il faut compter avec la myopie individuelle qui conduit à dissocier la consommation des biens collectifs de son payement global²⁵.

3 Analyse Empirique de l'Efficienc e de la Consommation Publique dans l'Union Européenne

Nous nous proposons maintenant d'appliquer aux pays de l'UE l'idée d'une taille optimale pour l'Etat.

Barro (1989) a pris comme exemple dans son étude la valeur de 25% pour l'élasticité des dépenses publiques par rapport à la production (α). Cette valeur se situe dans l'intervalle des valeurs donné par Munnell (1992). Mais si on lit avec attention le Tableau (2) de Munnell (1992), les seules études comparables se réfèrent au niveau national pour les Etats-Unis et dans ce cas l'intervalle sera donné par $\alpha \in [0.34, 0.39]$. Ce sont des valeurs, en moyenne, 46% supérieures. Il faut faire aussi attention au fait que ces valeurs ont été obtenues pour le stock de capital public et non pour les dépenses productives annuelles.

²¹Même si l'explication des liaisons n'est pas la même.

²²Cas admis par Granger (1969) lors de sa présentation du concept de "causalité" économétrique. On peut aussi admettre qu'on sera devant un cas particulier de l'"équivalence observationnelle" de Sargent (1976).

²³Voir l'analyse de ce sujet dans Marinheiro (2003), Chapitre 3.

²⁴Ce qui résulte de l'hypothèse de la "maladie des coûts" de W. Baumol. Voir à ce propos Krueger (2001) et la collection publiée par Towse (1997).

²⁵Une autre lecture est proposée par Ghate et Zak (2000). Dans ce cas, ce sont des politiques sub-optimales pour l'économie mais optimales pour les hommes politiques qui conduisent à des différents niveaux de dépenses du Gouvernement.

Pour avoir une idée des conséquences de cette utilisation, on va admettre que le stock de capital public représente vingt fois les dépenses publiques annuelles, $k_t^P = 20 \cdot g_t$. On suppose que $\alpha = 0.35$ et que la valeur de A sera maintenant donnée par $20^\alpha \cdot 0.113^{1-\alpha}$. Si le taux de préférence intertemporelle est donné par $\rho = 0.02$ et $\rho = 0.05$, la croissance maximale de l'économie sera égale à 11.1% et 8.1% et l'intervalle de la taille de l'Etat conduisant à une croissance positive sera $]0.004, 0.944[$ et $]0.0257, 0.852[$. Les valeurs du taux de croissance sont ici plus réalistes et en plus l'intervalle admissible pour la taille de l'Etat est bien plus élargi.

En conséquence, la valeur prise par Barro doit être considérée avec prudence. Non seulement elle correspond à des valeurs pour des études trop hétérogènes, et de plus elle se réfère au capital public et non à l'accroissement annuel de ce capital qu'il utilise dans son papier.

Quels tests proposons-nous pour déterminer la taille optimale de l'Etat ?

Notre voie est originale, nous dépassons l'analyse empirique de Barro (1989) car elle est très limitée. Il se fonde sur l'argument suivant : si l'économie a comme objectif d'atteindre $\frac{g_t}{y_t} = \alpha$, alors le taux de croissance ne sera pas corrélé avec la valeur de $\frac{g_t}{y_t}$. Ce test nous permet de savoir si la dimension effective de la taille de l'État ne s'éloigne pas, d'une façon statistiquement significative, de la taille optimale, mais il ne conduit pas à la valeur optimale correspondant à la valeur de son modèle²⁶.

En premier lieu nous estimerons empiriquement la Loi de Wagner qui exprime l'endogénéité des dépenses publiques. Puis, dans la ligne de Barro (1989), qui suppose l'hypothèse d'exogénéité des dépenses publiques, nous estimerons une Courbe d'Armey et la fonction de production.

Nous avons sélectionnés les pays suivants : Belgique, Allemagne, Grèce, Espagne, France, Irlande, Italie, Hollande, Autriche, Portugal et Finlande, pour la période de 1960 jusqu'à 2002. Pour la période choisie le niveau de la Consommation publique était en moyenne pondérée de 21% et en moyenne simple de 19,8%. En 2002 les valeurs les plus élevées ont été celles de la France (23%) et de la Hollande (23%) et les plus basses celles de la Grèce (14%) et de l'Irlande (15%). Nous n'avons pas inclus dans notre base de données l'Angleterre, ni la Suède car ce sont les deux économies qui ont affiché des valeurs extrêmes en ce qui concerne la taille de l'Etat.

Pour l'Allemagne nous avons calculé les valeurs pour l'ensemble du pays en prenant en compte l'ensemble des valeurs disponibles pour les parties Ouest et Est²⁷. Les mesures relatives à l'emploi sont en unités physiques et pour les autres variables elles sont exprimées en Euros (1000). Les variables macro-économiques sont prises à prix constants de 1995. Toute l'information a été obtenue à partir de la base de données de la Commission Européenne, AMECO, révisée le 8 avril 2003²⁸.

Nous avons comme objectif l'obtention d'une taille maximale pour l'État. Si nous utilisons seulement les dépenses productives de l'État on arrivera à une dimension qui

²⁶Ce commentaire s'applique aussi aux travaux de Karras (1996) et Karras (1997).

²⁷Pour le produit nous avons utilisé les années 1991-97 et pour l'emploi, la consommation publique et le capital net par employé les années 1991-94.

²⁸Voir la description dans le Tableau 1.

exclue les autres dépenses, les dépenses improductives. Or ces dernières font aussi partie des dépenses qui maximisent le bien-être individuel et doivent être considérées. Ainsi nous avons pris le total des dépenses comme variable d'intervention du gouvernement. Le problème d'interprétation se pose particulièrement pour le modèle de Barro. Une augmentation des dépenses improductives réduit la productivité marginal des dépenses totales et conduit à une dimension optimale inférieure de l'État. Ce résultat doit être lu non comme une désirable réduction de la dimension de l'État mais comme une amélioration désirable de la proportion des dépenses improductives. Nous utiliserons les données de Consommation publique de la Comptabilité Nationale, ils sont plus homogènes pour l'ensemble des pays, même pour les pays de l'U.E., que les données des dépenses budgétaires et ils permettront des futures comparaisons internationales.

TAB. 1 – Variables Utilisées, 1960-2002 -données annuelles-

Symbole	Description
LY	Logarithme du PIB à prix de 1995
LG	Logarithme de la consommation publique à prix de 1995
LK_L	Logarithme du capital net par travailleur
LY_L	Logarithme du PIB par travailleur
LG_L	Logarithme de la consommation publique par travailleur
LG_Y	Logarithme du ratio de la consommation publique par rapport au PIB
DLY_L	Première différence de LY_L
DLG_L	Première différence de LG_L
DLG_Y	Première différence de LG_Y

3.1 Tests de Racine Unitaire

Préalablement à l'estimation de nos modèles nous devons étudier les caractéristiques de stationnarité des séries, LY , LY_L , LG , LG_L et LG_Y , à fin de choisir les méthodes économétriques les plus convenables. L'étude de la série du ratio de la consommation publique sur le produit (LG_Y) sera mise en relief.

Nous utiliserons un test de type ADF proposé par Kyung So Im et Shin (2003), un autre proposé par Breitung (2000) et aussi deux autres tests proposés par Levin et Lin (1992). Tous ces tests ont comme hypothèse nulle la racine unitaire.

Les tests de Levin et Lin (1992) qu'on utilise sont les suivants :

$$(LL1) \quad Y_{it} = \rho \cdot y_{t-1} + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

$$(LL2) \quad Y_{it} = \rho \cdot y_{t-1} + \eta_{i0} + \eta_{i1} \cdot t + \varepsilon_{it}$$

Le test de Kyung So Im et Shin (2003) (IPS) utilise l' équation ordinaire du test ADF (augmented Dickey-Fuller). Dans notre utilisation de ce test nous avons admis deux

retards pour corriger la possible auto-corrélation des erreurs dans chacun des pays. Les tests ci-dessous souffrent d'un problème de robustesse quand ont inclut des tendances individuelles²⁹. L'objectif du test de Breitung (2000) consiste justement à corriger ce problème.

TAB. 2 – Tests de Racine Unitaire, 1960-2002

Variable	LL1		LL2		IPS		Breitung
	t_ρ	ρ_{STA}	t_ρ	ρ_{STA}	ST	AT	UB
<i>LY</i>	-2.22**	5.81	-.33	12.55	-3.11***	.11	4.64
<i>LY_L</i>	-5.98***	3.18	-1.63*	11.76	-4.88***	-1.33*	5.20
<i>LG</i>	-3.09***	5.61	2.90	17.91	-3.51***	2.97	6.15
<i>LG_L</i>	-6.24***	3.40	1.74	16.80	-6.00***	1.83	6.82
<i>LG_Y</i>	.49	4.01	1.00	10.23	.24	1.15	1.36
<i>DLY_L</i>	-9.98***	-63.11***	-11.59***	-71.57***	-3.41***	-3.55***	-9.60***
<i>DLG_L</i>	-11.89***	-73.45***	-15.84***	-94.32***	-3.76***	-4.89***	-7.06***
<i>DLG_Y</i>	-16.37***	-105.4***	-16.44***	-96.29***	-6.29***	-4.78***	-7.89***

Dans le Tableau 2, nous donnons les résultats des tests³⁰; " t_ρ " et " ρ_{STA} " sont les valeurs du t pour l'hypothèse nulle de $\rho = 1$ et de $\sqrt{N \cdot T} \cdot (\hat{\rho} - 1)$. "ST" et "AT" se réfèrent à la statistique \bar{Z} dans le modèle IPS sans tendance et avec tendance. Les "étoiles" ont la signification normale, "****" pour l'exclusion de l'hypothèse nulle à 1%, "***" pour 5% et "*" pour 10%. "UB" n'est plus que la statistique du " t " transformée par Breitung (2000).

3.1.1 Lecture des Résultats des Tests de Racine Unitaire

Les trois dernières variables rejettent, pour tous les tests, l'hypothèse de racine unitaire. Ces trois variables sont les premières différences d'autres variables. En ce qui concerne les premières quatre variables, il y a toujours, au moins, deux tests qui rejettent la racine unitaire; mais pour les autres tests, soit les variables présentent des processus explosifs, soit la présence d'une racine unitaire ne peut pas être écartée. Les tests sur *LG_Y* ne rejettent jamais l'hypothèse d'une racine unitaire et la possibilité d'une évolution selon un processus explosif ne peut pas être rejetée.

En conséquence, on peut admettre que les chocs sur le produit par tête, la consommation publique par tête et le ratio de la consommation publique sur le produit, ont des effets durables. En même temps, les effets des chocs sur les taux de croissance de ces variables sont transitoires.

Depuis l'étude de Jones (1995) sur la caractérisation statistiques de certaines variables macroéconomiques dans le cas de croissance exogène et endogène, d'autres auteurs ont aussi suivi ce chemin³¹.

²⁹Voir Baltagi et Kao (2000).

³⁰Nous avons utilisé la procédure NPT1.3 pour Gauss. Voir Chiang et Kao (2002).

³¹Voir Evans (1997), R. Kneller et Kneller (1999), Karras (1999), M. Bleaney et Kneller (2001), de Ávila Torrijos (2002) et aussi Ávila et Strauch (2003).

Les résultats qu'on vient d'obtenir pour la croissance (LY_L et DLY_L) et pour l'importance de la consommation publique (LG_Y et DLG_Y) confirment³² la possibilité d'un processus de croissance exogène pour cet ensemble de pays européens. En conséquence, et en principe, on peut retenir comme adéquate à une représentation productive de l'économie une fonction Cobb-Douglas.

3.1.2 Le Comportement du Ratio de la Consommation Publique sur le Produit

Le ratio de la consommation publique présente une racine unitaire pour l'ensemble des pays. Il nous suffit de voir l'évolution de cette variable pour comprendre qu'elle présente des comportements divers. Dans la Figure (3), nous pouvons voir que cette variable a des comportements qui diffèrent d'un pays à l'autre.

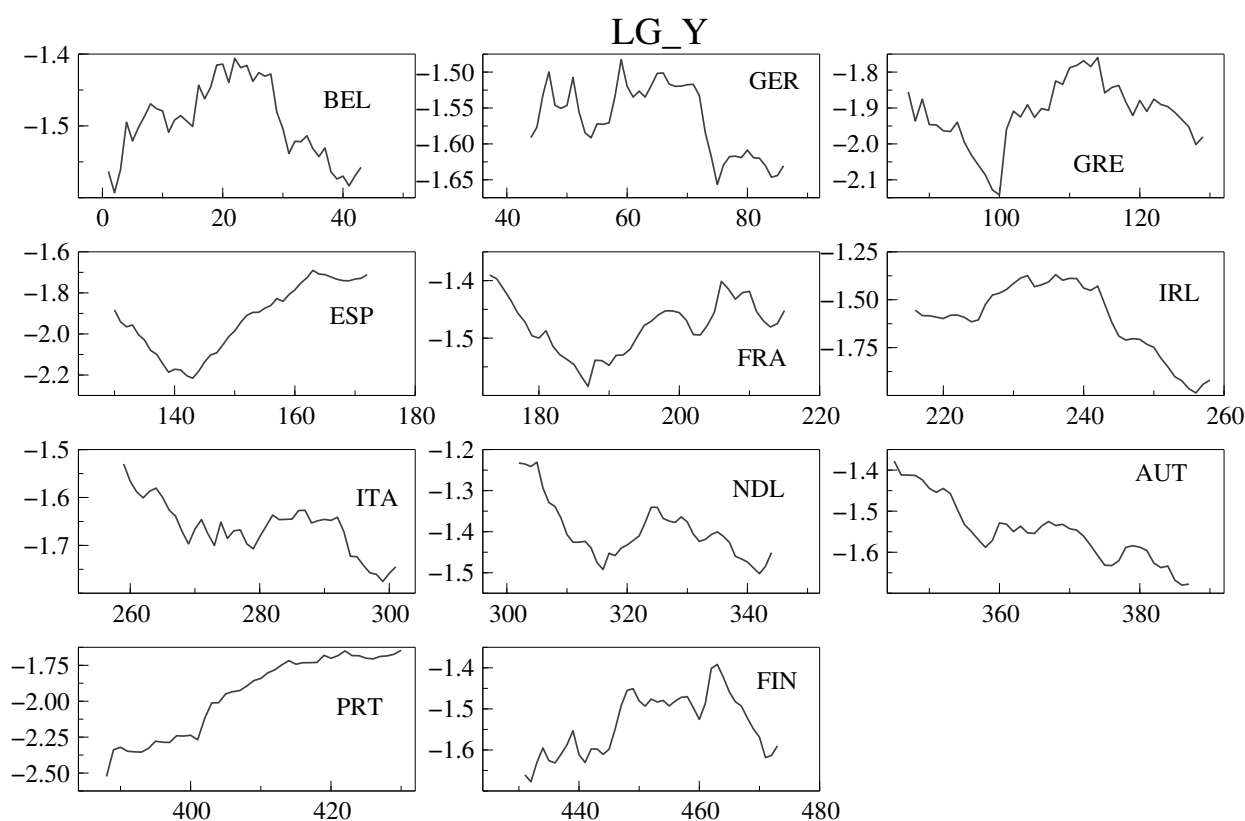


FIG. 3 – Evolution du ratio de la consommation publique (1960-2002)

Tenant compte de cette constatation, nous avons étudié chacun des pays, en utilisant le test de rupture temporelle proposé par Perron (1997)³³.

³²Si on accepte les hypothèses des auteurs ci-dessous indiqués.

³³G. Colletaz et F. Serrano ont fait la procédure adéquate pour le RATS. Elle qui est disponible dans www.estima.com/procs/PERRON97.SRC.

TAB. 3 – Test de Perron pour LG_Y , 1960-2002

Pays	Retard	$t\alpha = 1$	Année de Rupture
BEL	0	-3.76	1982
GER	1	-3.92	1983
GRE	0	-2.93	1986
ESP	2	-3.32	1961
FRA	1	-3.24	1969
IRL	1	-3.86	1980
ITA	0	-2.94	1991
NDL	1	-3.06	1962
AUT	1	-3.63	1968
PRT	0	-3.21	1987
FIN	1	-4.63	1990

Les résultats sont intéressants car ils justifient toujours la présence d'une rupture temporelle, mais jamais l'exclusion d'une racine unitaire autour d'une tendance. En conclusion, non seulement au niveau agrégé mais aussi au niveau individuel, la variable LG_Y doit être considérée comme ayant une racine unitaire. Ce résultat signifie que la taille de l'Etat n'est pas une variable dont le niveau puisse être déterminé du jour au lendemain, elle est une variable de longue mémoire, les politiques de changement y ont des effets temporels lents.

3.2 L'Endogeneité et la Possibilité de l'Existence de la Loi de Wagner

Un des problèmes qui se pose dans l'étude d'un niveau optimal des dépenses publiques est celui de l'endogeneité de ces dépenses. Et à ce sujet la Loi de Wagner occupe une place particulière.

On va essayer de vérifier cette relation considérant deux hypothèses. Selon la première, on suppose une simple liaison directe entre développement et dépenses publiques et, selon la deuxième on admettra que l'augmentation de la population conduira à des économies d'échelle dans la production des services publics. Nous utiliserons comme variables représentatives du développement et des dépenses publiques le produit et les dépenses de consommation publique par travailleur. La population est représentée par le total des travailleurs. Les deux équations sont les suivantes :

$$LG_L = \beta_0 \cdot LY_L$$

et

$$LG_L = \beta_1 \cdot LL + \beta_2 \cdot LY_L$$

Comme les variables prises sont intégrées d'ordre un, $I(1)$, nous utiliserons les méthodes d'estimation de co-intégration de Kao et Chiang (2000) : la méthode OLSM, la correction des valeurs de la méthode des moindres carrés ordinaire, la méthode FM, "fully modified" ; et la méthode DOLS, "dynamic ordinary least squares"³⁴. Les tests utilisés, prenant comme hypothèse nulle la non co-intégration sont ceux de Kao (1999) et de Pedroni (1995). Le premier nous propose les tests DF_t^* , DF_ρ^* et ADF ³⁵, et le dernier les tests $PC1$ et $PC2$. Les résultats des estimations sont dans les Tableaux (4) et (5)³⁶.

TAB. 4 – Premier Test de la Loi de Wagner

Var	OLSM	FM	DOLS
β_0	1.0656 (18.4)	0.5202 (8.79)	1.3186 (20.16)
\bar{R}^2	0.88	0.66	0.70
DF_t^*	2.06**	4.40***	3.19***
DF_ρ^*	-2.22**	-2.43***	-2.41***
ADF	(2) 2.43***	(1) 3.98***	(1) 3.62***
PC1	-6.59***	-6.01***	-7.40***
PC2	-6.52***	-5.94***	-7.31***

TAB. 5 – Deuxième Test de la Loi de Wagner

Var	OLSM	FM	DOLS
β_1	0.0355 (0.18)	-0.1515 (0.74)	-0.0443 (0.19)
β_2	1.0516 (16.94)	1.2305 (19.36)	1.3476 (19.18)
\bar{R}^2	0.88	0.86	0.72
DF_t^*	2.10**	2.31**	3.35***
DF_ρ^*	-2.19**	-2.61***	-2.47***
ADF	(1) 2.61***	(1) 2.90***	(1) 3.80***
PC1	-6.53***	-7.68***	-7.60***
PC2	-6.45***	-7.59***	-7.51***

Dans toutes ces estimations, nous pouvons rejeter l'absence de co-intégration pour les deux types de relations étudiées. En ce qui concerne la première relation (Tableau (4)), on voit que l'élasticité prend une valeur supérieure à l'unité (1.07 et 1.32), mais elle peut prendre aussi une valeur inférieure (0.52). Pour le cas de la deuxième relation (Tableau (5)), où il est possible d'avoir des économies d'échelle, on voit que deux des estimations supporte cette hypothèse³⁷ et que, pour les trois types d'estimations l'élasticité du produit

³⁴Pour la quelle nous avons utilisé 2 "leads" et 2 retards.

³⁵L'ordre des retards a été choisi par le critère de Schwarz.

³⁶Les valeurs de la statistique T sont entre-parenthèses.

³⁷Le coefficient de β_1 est négatif, avec les valeurs de -0.15 et -0.04.

par rapport à la consommation publique, est supérieure à l'unité. Ces résultats confirment pour le cas de l'U.E. la présence d'une relation qui vérifie la Loi de Wagner. L'augmentation du produit conduit à une augmentation plus que proportionnelle de la dépense publique de consommation. Cette conclusion était déjà implicite dans nos résultats sur la présence de racine unitaire dans le ratio "consommation publique/produit".

3.3 L'Influence Négative des Dépenses du Gouvernement ?

Nous voulons aussi répondre à une question popularisée par certains discours politiques : que l'intervention de l'Etat, à cause de sa taille, a des effets négatifs sur la croissance de l'économie. Cette thèse est aussi présente en Avila et Strauch (2003). Or, cette situation peut apparaître, comme l'ont bien démontré Vedder et Gallaway (1998), si les estimations ont été faites avec des données de la partie descendante d'une courbe d'Armey. Ce qui veut dire, qu'en soit, une relation de ce type peut être d'utilité très réduite.

Deux critiques doivent être faites à ce type de confirmation. Premièrement le résultat peut être dépendant de la méthode d'estimation utilisée. Nous devons en conséquence utiliser plusieurs méthodes qui ont pour but d'éliminer différents problèmes. Deuxièmement il faut se rappeler que la croissance du produit est une variable stationnaire et la taille de l'État une variable avec racine unitaire. En conséquence, on doit étudier la relation entre le produit et la taille de l'État avec des méthodes économétriques non-stationnaires.

Nous avons estimé une relation simple entre les deux variables, sans et avec la présence de tendance. Les deux équations sont les suivantes³⁸ :

$$LY_L = \beta_3 \cdot LG_Y$$

et

$$LY_L = \beta_4 \cdot Tendance + \beta_5 \cdot LG_Y$$

En tenant compte des caractéristiques I(1) des variables dans les deux équations, on doit continuer à utiliser les méthodes économétriques précédentes³⁹. Les résultats sont présentés dans les Tableaux (6) et (7).

Pour les deux équations l'hypothèse de co-intégration ne peut pas être écartée⁴⁰. Dans les deux formulations étudiées, le coefficient de la taille de l'Etat est positif quand on utilise les méthodes OLSM et DOLS et négatif dans le cas de la méthode FM⁴¹.

Nous préférons retenir les équations du Tableau (7) à celles du Tableau (6) une fois que la tendance n'est jamais rejetée. Et des trois équations nous pensons qu'on doit retenir la première, avec un $\bar{R}^2 = 0.90$. Avec ces résultats, il nous semble plus raisonnable de

³⁸La *Tendance* est aussi définie en logarithme.

³⁹Tableaux (4) et (5).

⁴⁰Voyons de plus près le cas de la deuxième relation. En général, l'exclusion de la non co-intégration se fait au niveau de 1%, sauf dans le cas de l'estimation OSLM (statistique ADF) et FM (statistique DF_t^*).

⁴¹Avila et Strauch (2003) utilisent justement cette dernière méthodologie d'estimation. En conséquence, leur conclusion n'a pas la robustesse désirable.

TAB. 6 – Efficience de la Consommation Publique (I)

Var	OLSM	FM	DOLS
β_3	0.3929 (1.32)	-1.938 (6.37)	1.2804 (3.81)
\bar{R}^2	0.006	0.70	0.57
DF_t^*	3.70***	6.39***	4.55***
DF_ρ^*	-2.63***	-2.45***	-2.58***
ADF	(1) 6.27***	(1) 8.31***	(1) 7.21***
PC1	-6.89***	-6.02***	-7.34***
PC2	-6.81***	-5.95***	-7.25***

TAB. 7 – Efficience de la Consommation Publique (II)

Var	OLSM	FM	DOLS
β_4	0.3635 (32.20)	0.6730 (58.23)	3.1894 (249.7)
β_5	0.0408 (0.49)	-0.7879 (9.25)	1.1951 (12.70)
\bar{R}^2	0.90	0.16	0.18
DF_t^*	-3.49***	-2.27**	40.97***
DF_ρ^*	-12.00***	-16.28***	-9.88***
ADF	(1) 0.21	(1) 3.59***	(1) 46.59***
PC1	-30.79***	-26.61***	-16.47***
PC2	-30.43***	-26.30***	-16.28***

conclure en faveur d'une relation positive entre la croissance et la taille de l'Etat que par une relation négative.

Passons donc maintenant à l'étude de la présence d'une courbe d'Armey dans l'U.E..

3.4 Estimation du Niveau Optimal des Dépenses Publiques dans l'U.E. par la Méthode d'Armey

Comme nous l'avons déjà dit, Armey (1995) a proposé pour représenter les effets des dépenses publiques sur la croissance une courbe très semblable à la courbe de Laffer. Nous irons essayer l'obtention des valeurs optimales pour la taille de l'État en suivant sa proposition.

3.4.1 L'estimation d'une courbe d'Armey pour l'U.E.

S'il y a un niveau optimal de la consommation publique pour la croissance de l'économie, on peut retenir une équation du deuxième degré, pour représenter cette relation, du type suivant :

$$DLY_L = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot G_Y + \alpha_2 \cdot G_Y^2 + \varepsilon.$$

La dérivée première de la fonction par rapport à G_Y sera nulle pour $G_Y = \frac{-\alpha_1}{2 \cdot \alpha_2}$. Si $\alpha_2 < 0$, cette valeur sera un maximum et dans le cas contraire, $\alpha_2 > 0$, la valeur sera un minimum.

Tenant en compte le phénomène d'ouverture et d'intégration croissante des économies étudiées nous avons aussi ajouté le taux de croissance des exportations (DLX_L_{it}). L'estimation sera faite avec un modèle à un retard pour les variables indépendantes. De cette façon on retiendra des phénomènes d'ajustement qui peuvent être importants.

$$DLY_L_{it} = \beta_0 + \sum_{j=0}^1 \beta_{1+j} \cdot G_Y_{it-j} + \sum_{j=0}^1 \beta_{3+j} \cdot G_Y_{it-j}^2 + \sum_{j=0}^1 \beta_{5+j} \cdot DLX_L_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

On essaiera les méthodes plus courantes et on obtiendra pour chaque cas l'équation de long terme. Pour chaque estimation on calcule aussi la valeur optimale de la taille de l'Etat, $G_Y^* = \frac{-\alpha_1}{2 \cdot \alpha_2}$, associée à l'équation de long terme⁴². Les résultats obtenus sont présentés dans le Tableau (8)⁴³.

⁴²Où $\alpha_1 = \sum_{j=0}^1 \beta_{1+j}$, $\alpha_2 = \sum_{j=0}^1 \beta_{3+j}$, et $\alpha_3 = \sum_{j=0}^1 \beta_{5+j}$

⁴³Les méthodes utilisées sont les suivantes : la méthode OLS : MCO appliqué aux données de panel ; la méthode LSDV : modèle à effets fixes ; la méthode DIFF : estimation MCO aux premières différences ; la méthode GLS_1 : MC généralisés utilisant les résidus MCO d'une première estimation ; la méthode GLS_ML : maximum vraisemblance ; et la méthode GLS_2 : MC généralisés utilisant les résidus LSDV d'une première estimation. Les trois dernières colonnes correspondent au modèle à effets aléatoires.

TAB. 8 – Estimation de l'équation DL_Y du Deuxième Degré

Coeff	OLS	LSDV	DIFF	GLS_1	GLS_ML	GLS_2
β_0	0.113 (3.63)	0.151 (5.42)	-0.0007 (2.87)	0.123 (6.07)	0.123 (6.07)	0.129 (6.21)
β_1	-6.059 (4.21)	-6.195 (4.51)	-5.762 (9.75)	-6.137 (6.45)	-6.136 (6.45)	-6.170 (6.52)
β_2	5.131 (4.06)	4.960 (4.30)	4.625 (3.64)	5.108 (5.57)	5.109 (5.57)	5.082 (5.57)
β_3	10.033 (2.82)	10.199 (3.01)	8.395 (5.05)	10.162 (4.44)	10.161 (4.44)	10.213 (4.49)
β_4	-7.900 (2.56)	-7.382 (2.55)	-6.402 (1.89)	-7.783 (3.54)	-7.785 (3.54)	-7.692 (3.52)
β_5	0.115 (4.52)	0.109 (4.37)	0.070 (5.27)	0.113 (6.57)	0.113 (6.57)	0.112 (6.55)
β_6	0.056 (3.09)	0.050 (2.50)	0.003 (0.123)	0.054 (3.40)	0.054 (3.40)	0.053 (3.37)
σ	0.0207	0.0205	0.0210	0.0205	0.0205	0.0203
α_1	-0.928	-1.235	-1.137	-1.029	-1.027	-1.088
(SD)	(0.334)	(0.285)	(1.293)	(0.217)	(0.217)	(0.222)
α_2	2.133	2.817	1.993	2.379	2.377	2.521
(SD)	(0.906)	(0.807)	(3.242)	(0.580)	(0.580)	(0.595)
α_3	0.171	0.159	0.073	0.167	0.167	0.165
(SD)	(0.031)	(0.032)	(0.028)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
G_Y^*	0.2175	0.2192	0.2854	0.2161	0.2161	0.2159

Nous avons faits d'autres estimations avec l'introduction de variables muettes individuelles pour quelques uns des pays de l'échantillon; de même pour l'introduction de tendances individuelles. La taille optimale de l'Etat augmente un peu avec les tendances individuelles, mais elle ne change pratiquement pas avec les variables individuelles.

Les résultats présentés dans le Tableau (8) sont acceptables du point de vue économétrique. On rejette presque toujours l'hypothèse nulle des coefficients au niveau de 1%⁴⁴. L'écart type des erreurs de chacune des estimation est toujours très réduit. En plus, les valeurs obtenues pour G_Y^* sont très proches les unes des autres; elles vont de 21.59% à 21.92%⁴⁵.

Dans toutes les estimations la valeur de α_2 est positive. Ce résultat veut dire qu'on est en présence d'une valeur minimale et pas d'une valeur maximale. Les valeurs obtenues pour G_Y^* représentent le minimum optimal pour le taux (par rapport au produit total) de la consommation publique. Toute valeur inférieure représente une valeur non-optimale de la consommation publique. Les estimations ne donnent pas la réponse en termes de valeur maximale pour le niveau de consommation de l'Etat, mais par contre ils donnent une réponse en termes de niveau minimal.

Ce résultat est apparemment étrange. Mais on ne doit pas oublier que les estimations ont été faites sur données de panel. Une analyse plus fine sera conduite au niveau de chaque pays pour éclaircir ce qui se passe dans chacun d'eux.

3.4.2 L'estimation d'une courbe d'Armey pour chaque pays de l'U.E.

Dans l'application aux pays européens nous avons utilisé le modèle général suivant :

$$DLY_L_t = \beta_0 + \sum_{j=0}^{k_0} \beta_{1j} \cdot G_Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{k_1} \beta_{2j} \cdot G_Y_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^{k_2} \beta_{3j} \cdot DLX_L_{t-j} + \lambda \cdot DLY_L_{t-1}$$

où DLX_L représente le taux de croissance des exportations par tête et on définira $\sum_{j=0}^{k_0} \beta_{1j} = \alpha_1$, $\sum_{j=0}^{k_1} \beta_{2j} = \alpha_2$ et $\sum_{j=0}^{k_2} \beta_{3j} = \alpha_3$. Notre préférence tombe sur des modèles parcimonieux obtenus par moindre carrés ordinaires (MCO), avec exclusion d'auto-corrélation des erreurs. C'est justement la recherche d'absence d'auto-corrélation qui nous conduira à dynamiser le modèle économétrique essayé. Si la dynamisation n'est pas suffisante pour une structure des erreurs IID de moyenne nulle et écart type constant, nous essaierons l'estimation d'un modèle statique avec structure auto-régressive des erreurs par la méthode de maximum vraisemblance (AR1). Les résultats sont présentés dans le Tableau (9).

L'exclusion de l'hypothèse nulle des coefficients de régression est faite au niveau maximum de 5%. Pour les cas de la France et de l'Hollande on n'a pas réussi à obtenir une estimation économétrique adéquate. Dans le cas de l'Italie et de l'Autriche nous obtenons

⁴⁴La seule exception se registre avec l'utilisation des différences (DIFF) pour les coefficients β_4 , β_6 , α_1 et α_2 .

⁴⁵On ne compte plus avec les résultats obtenus avec les différences (DIFF).

TAB. 9 – Estimation de l'équation DL_Y du Deuxième Degré par Pays

Pays		$k_{0,1,2}$	β_0	α_1	α_2	α_3	λ	σ	LM(1)
BEL	MCO	000	-2.19 (2.05)	20.01 (9.51)	-45.04 (21.13)			0.018	2.41 (0.12)
GER	AR1	000	-4.93 (3.93)	47.58 (3.95)	-114.03 (3.96)	0.10 (2.02)		0.015	
GRE	AR1	000		3.38 (4.78)	-21.12 (4.70)			0.017	
ESP	MCO	000		0.35 (2.18)	-1.92 (2.01)	0.59 (5.37)	0.017	1.72 (0.19)	
IRL	MCO	000		0.46 (3.26)	-1.64 (2.86)	0.15 (2.23)		0.020	0.66 (0.41)
ITA	MCO	000		-0.58 (1.71)	3.52 (1.93)	0.18 (3.25)		0.019	0.77 (0.38)
AUT	MCO	000		-0.42 (2.52)	2.16 (2.78)	0.29 (5.40)		0.017	0.24 (0.63)
PRT	MCO	111		0.95 (4.17)	-4.70 (3.79)	0.14 (2.21)		0.027	2.15 (0.14)
FIN	AR1	000		1.23 (4.07)	-5.27 (3.82)	0.15 (2.95)		0.021	

un niveau optimal minimum de la taille de l'Etat. Les résultats de la taille optimale associés à la croissance de l'économie⁴⁶, ainsi comme les valeurs moyennes de consommation publique (1960-2002, μ) et la valeur en 2002 sont présentés dans le Tableau (10).

Il est intéressant de voir le cas de l'Italie et de l'Autriche. Le niveau minimal de la taille de l'Etat est associé à des taux de croissance négatifs. En même temps, la valeur de λ^* , est déjà tellement réduite qu'il est difficile de voir autre solution que l'accroissement de cette taille.

TAB. 10 – Taille Optimale de l'Etat et Croissance de l'Economie

Pays	$DLY_L(\gamma^*)$	γ^*	μ	GY^{2002}
BEL	3.1	22.2	22.4	21.1
GER	3.4	20.9	20.9	19.6
GRE	13.5	8.0	14.8	13.8
ESP	3.9	9.2	14.7	18.1
IRL	4.6	14.1	20.5	14.7
PRT	5.8	10.1	14.6	19.3
FIN	8.0	11.7	21.5	20.4
ITA	-0.02	8.3	19.0	17.5
AUT	-0.003	9.8	21.3	18.7

⁴⁶Pour les valeurs moyennes de variation des exportations.

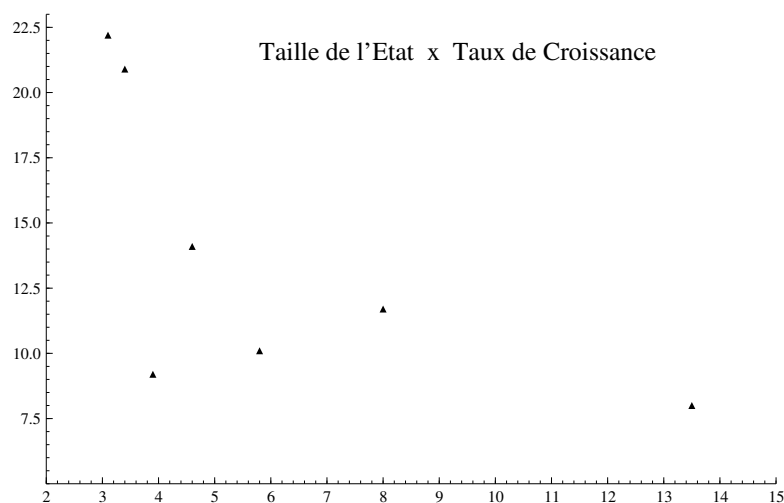


FIG. 4 – Taille Optimale de l'Etat - maximum

Les valeurs optimales pour la Belgique et l'Allemagne, (Tableau 10), sont très proches de la moyenne de la période étudiée (1960-2002) et supérieures aux valeurs effectives de 2002. Pour la Grèce, l'Espagne, le Portugal et la Finlande la valeur optimale est bien inférieure soit à la moyenne de la période, soit à la valeur de 2002. Pour le cas de l'Irlande la valeur optimale, bien qu'inférieure aux valeurs moyenne et effective, elle n'est pas loin de la valeur de 2002.

D'une façon générale on peut voir que la taille optimale à une pente descendante (Fig.(4)) pour les sept pays dont on a obtenu une valeur maximale.

3.4.3 Commentaires sur l'Estimation Empirique d'une Courbe d'Armey

Ces résultats doivent être lus tenant en compte la nature de l'analyse que les fondent. La méthode d'Armey conduit à l'estimation d'une taille optimale qui résulte des valeurs historiques de la croissance et de la taille de l'Etat. En conséquence elle mélange deux sortes d'effets, l'efficacité des dépenses privées et des dépenses publiques. Ses résultats sont intéressants mais n'éliminent pas le besoin d'une analyse des effets des dépenses publiques du point de vue de la productivité totale de l'économie.

3.5 Estimation du Modèle de Barro

Le modèle de Barro (1989) est fondé sur l'hypothèse d'une fonction de production du type Cobb-Douglas. Comme résultat de cette représentation, on peut déduire de la maximisation intertemporelle de l'utilité des individus une valeur pour la taille optimale de l'Etat dans l'économie⁴⁷.

⁴⁷Karras (1996) et Karras (1997) utilisant comme règle la valeur de la productivité marginale égale à 1, concluent par la non exclusion de la possibilité d'une taille optimale de l'Etat dans les pays européens.

Les questions qu'on doit poser à ce propos sont de deux types. Est-ce qu'une fonction du type Cobb-Douglas représente bien la production ? Une fonction du type CES ⁴⁸ ne représenterait-elle pas mieux le comportement de la production ? Dans le premier cas, si la réponse est non, nous devrions repenser la question de la taille optimale de l'Etat. Dans le deuxième cas, cela signifie simplement qu'on ne peut pas déduire un niveau maximal général pour les dépenses du Gouvernement.

Pour donner une réponse à ces questions nous avons étudié le comportement de la production au niveau de l'U.E. et de chaque économie.

3.5.1 La Fonction de Production pour l'U.E.

Nous avons estimé cinq types de fonctions de production, trois du type Cobb-Douglas et deux du type CES. Elles sont les suivantes :

$$y_{it} = A \cdot k_{it}^{\beta} \cdot g_{it}^{\alpha} + \mu_{it} \quad (1E)$$

$$y_{it} = A \cdot k_{it}^{\beta} \cdot g_{it}^{\alpha} + \rho_1 \cdot \mu_{it-1} + \mu_{it} \quad (2E)$$

$$y_{it} = \left(\sum_{j=1}^{11} A_j \cdot I_j \right) \cdot k_{it}^{\beta} \cdot g_{it}^{\alpha} + \rho_1 \cdot \mu_{it-1} + \mu_{it} \quad (3E)$$

$$y_{it} = A \cdot (\delta \cdot k^{-\rho} + (1 - \delta) \cdot g^{-\rho})^{\frac{-1}{\rho}} + \rho_1 \cdot \mu_{it-1} + \mu_{it} \quad (4E)$$

$$y_{it} = \left(\sum_{j=1}^{11} A_j \cdot I_j \right) \cdot (\delta \cdot k^{-\rho} + (1 - \delta) \cdot g^{-\rho})^{\frac{-1}{\rho}} + \rho_1 \cdot \mu_{it-1} + \mu_{it} \quad (5E)$$

La variable I_j est une variable muette avec la valeur 1 pour les données du pays j et 0 pour tous les autres. L'équation (1E), non-linéaire, a été estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Toutes les autres ont été estimées par la méthode du maximum vraisemblance. On a fait des tests Wald pour l'hypothèse nulle d'égalité entre β et $(1 - \alpha)$ et aussi pour l'hypothèse de nullité des effets individuels (A_j). Les valeurs indiquées correspondent au χ^2 . Les résultats sont donnés dans le Tableau (11). Les T sont obtenus avec la correction de White.

Tenant compte du fait que les dépenses de l'Etat peuvent être aussi déterminées par le niveau du produit, au moins partiellement, on a ici un problème reconnu d'endogénéisation. Ceci étant, nous avons estimé l'équation linéaire suivante :

$$\ln(y_{it}) = \ln(A) + \beta \cdot \ln(k_{it}) + \alpha \cdot \ln(g_{it}) + \mu_{it}$$

⁴⁸K. J. Arrow et Solow (1961).

TAB. 11 – Estimation des Fonctions Cobb-Douglas et CES

Coeff.	1E	2E	3E	4E	5E
A	2.745 (14.0)	2.42 (446.7)	— —	3.512 (16.61)	— —
β	0.334 (14.8)	0.370 (797.0)	0.473 (12.5)		
α	0.481 (22.0)	0.457 (423.3)	0.417 (7.98)		
δ				0.004 (0.98)	0.808 (64.1)
ρ				-1.876 (5.70)	0.691 (34.70)
ρ_1		0.874 (92.3)	0.862 (77.56)	0.896 (76.25)	0.859 (77.45)
σ	3.24	1.88	1.44	2.12	1.49
$\beta = 1 - \alpha$	252.8	12612.7	32.02		
$\sum A_j = 0$			126.6		199.95

par la méthode des GMM proposée par Arellano et Bond (2001). Nous avons pris comme instruments les trois variables de l'équation avec un retard. Nous nous sommes limités à une seule itération. Les résultats sont donnés dans le Tableau (12) et correspondent aux quatre cas suivants : estimation sans aucune transformation, utilisation des premières différences, méthode d'estimation "within" et finalement par "orthogonal deviations". Les T sont aussi corrigés par la méthode de White.

TAB. 12 – Estimation Linéaire de la Fonction Cobb-Douglas par GMM

Coeff.	Simple	Differ.	Within	Orthog Dev
A	1.14771 (4.72)	0.008445 (2.44)	— —	-0.03270 (1.84)
β	0.32146 (4.03)	0.22149 (2.71)	0.51363 (6.66)	0.42936 (6.41)
α	0.43495 (5.35)	0.34373 (2.84)	0.29687 (3.72)	0.32158 (3.82)
σ	0.1145	0.0178	0.0878	0.0854
Sargan	456.7	9087.0	445.1	444.4
$\beta = 1 - \alpha$	41.37	17.18	22.92	46.48

Nos commentaires des résultats donnés dans les deux Tableaux ci-dessus sont les suivants. Tous les tests rejettent l'hypothèse nulle des coefficients au niveau de 1%, sauf pour A dans la dernière estimation par GMM où l'exclusion se fait à 6.6%. Les tests de Sargan conduisent à accepter les instruments retenus. Quelques conclusions sont immédiates :

l'inclusion des effets individuels est toujours justifiée (3E et 5E) ; l'hypothèse d'égalité de β et $1 - \alpha$ est toujours rejetée (1E, 2E, 3E et toutes les estimations GMM).

Les résultats ne pouvaient pas être plus transparents ; on n'a pas le droit d'accepter une fonction du type Cobb-Douglas pour représenter la production de notre ensemble d'économies, et on ne peut pas rejeter une représentation du type CES (4E et 5E, Tableau (11)) .

3.5.2 La Fonction de Production pour Chaque Pays de l'U.E.

Le premier problème à poser pour l'estimation d'une fonction comme (1E)⁴⁹ concerne l'endogénéisation, comme nous l'avons déjà suggéré. Nous nous proposons de résoudre ce problème de deux façons : l'estimation d'une relation de longue période par la méthode de Johansen et l'estimation de l'équation par moindres carrés instrumentaux (MCI).

Estimation par co-intégration

En ce qui concerne l'obtention d'une relation de longue période nous avons utilisés, en dehors de l'espace de co-intégration, le taux de croissance des exportations pour la période courante et aussi retardé d'une période. On a choisi le modèle en accord avec le maximum d'information donnée par le critère de Hannan-Quinn et l'absence de auto-corrélation jointe des erreurs. Pour l'Italie et Irlande nous n'avons pas réussi à obtenir une relation de co-intégration. Pour la France, Autriche, Portugal et Finlande nous avons obtenu des relations de co-intégration, mais avec des coefficients sans aucun sens. Les seuls résultats de co-intégration avec des valeurs économiquement admissibles pour les coefficients de longue période sont dans le Tableau (13). Dans la dernière colonne nous avons les valeurs du teste LR pour la restriction $\beta = 1 - \alpha$. Pour chaque pays les valeurs des écarts-type des coefficients de régression, ainsi comme le niveau de probabilité du chi-carré du teste LR, sont dans la deuxième ligne.

TAB. 13 – Estimation des Fonctions Cobb-Douglas par Co-intégration

Pays	lags	A	β	α	$\beta = 1 - \alpha$
BEL	2	-1.184	0.7187	0.5826	30.898
		0.309	0.106	0.105	0.000
GER	2	-1.4162	0.5939	0.9175	6.669
		0.309	0.315	0.433	0.010
GRE	2		0.4205	0.7318	7.322
			0.089	0.112	0.007
NDL	3	-3.340	0.9855	0.8329	0.575
		0.872	0.644	1.521	0.448

Comme on peut voir, pour la Belgique, Allemagne et Grèce, le teste LR conduit à rejeter l'hypothèse de $\beta = 1 - \alpha$, c'est-à-dire, d'une représentation de la production par une fonction Cobb-Douglas. Pour l'Hollande, le fait qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse

⁴⁹Voir plus haut.

d'une fonction Cobb-Douglas ne doit pas nous faire oublier que le coefficient α n'est pas différent de zéro. Nous devons aussi souligner le fait que la somme des coefficients du capital et des dépenses de consommation est toujours supérieur à l'unité ce qui est un indicateur d'exclusion de revenus constants d'échelle imposé par la fonction Cobb-Douglas.

Estimation par moindres carrés instrumentaux

Comme nous l'avons déjà dit, nous avons aussi estimé des fonctions Cobb-Douglas par la méthode de MCI. Comme instruments nous avons utilisé, au-delà des variables indépendantes, avec toujours la constante, une tendance et la variable exportations par tête (en logarithme et au moins avec la valeur courante et retardé une période). Le texte usuel, "J", de sur-identification des variables instrumentales est aussi indiqué. Les résultats sont dans le Tableau (14).

TAB. 14 – Estimation des Fonctions Cobb-Douglas par MCI

Pays	lags	A	β	α	J	σ	$\beta = 1 - \alpha$
BEL	0,0		0.617	0.357	6, 7.98	0.033	2.07
			42.49	10.19	0.240		0.151
GER	0,0		0.672	0.147	6, 6.605	0.033	42.02
			38.12	3.25	0.359		0.0
GRE	1,1	1.024	0.234	0.770	3, 4.381	0.063	0.009
		4.177	3.601	9.660	0.223		0.923
ESP	3,4	1.349	0.316	0.320	4, 7.292	0.043	196.56
		2.665	1.764	1.66	0.359		0.0
IRL	1,1		0.632	0.296	4, 5.63	0.119	0.627
			12.813	2.134	0.228		0.429
ITA	0,0	-0.384	0.746	0.235	5, 7.879	0.023	0.480
		3.078	13.525	3.049	0.163		0.488
AUT	0,0		0.510	0.578	6, 9.858	0.063	1.613
			10.105	4.853	0.131		0.204
PRT	0,0		0.690	0.154	5, 5.414	0.080	26.836
			35.629	3.00	0.247		0.0
FIN	2,2		0.686	0.134	5, 8.784	0.061	18.465
			17.196	1.666	0.240		0.0

Nous avons obtenu des estimations acceptables pour la majorité des économies, sauf pour la France et l'Hollande. Pour chaque économie, dans la deuxième ligne, nous indiquons les valeurs des "tt" qui correspondent à la correction de la matrice des variances-covariances tenant en compte une structure des erreurs auto-régressive d'ordre 1. Au-dessous de la statistique "J", avec l'indication des degrés de liberté, nous avons la valeur critique associée du chi-carré. La colonne "lags" correspond aux retards des variables LK_L et LG_L . En ce qui concerne les valeurs des "tt" les résultats moins robustes furent obtenus pour le cas de l'Espagne, pour le β et l' α et le cas de la Finlande pour l' α , où l'exclusion de l'hypothèse nulle se fait seulement au niveau des 10%. L'hypothèse de

$\beta = 1 - \alpha$ ne peut pas être rejetée pour la Belgique⁵⁰ ($\alpha = 40.4\%$), Grèce ($\alpha = 76.6\%$), Irlande ($\alpha = 40.6\%$), Italie ($\alpha = 28.2\%$) et Autriche ($\alpha = 42.6\%$).

Conclusion sur l'obtention des fonctions de production

Quelles sont les conséquences des résultats qu'on vient d'obtenir ? Quelques-unes des conséquences ont déjà été avancées. Au niveau de l'U.E. Nous ne devons pas prendre une fonction du type Cobb-Douglas pour représenter la production⁵¹. Pour chaque économie, nous arrivons à une conclusion pareille avec l'estimation de relations de co-intégration. Dans les deux cas nous devons rejeter l'hypothèse de revenus d'échelle constants. L'application des MCI nous a conduit à des résultats différents pour 5 économies. Pour ce groupe nous ne pouvons pas rejeter une représentation Cobb-Douglas de la production et le niveau optimal de consommation publique est toujours (bien) supérieur à sa valeur moyenne et effective pour 2002⁵²

4 Conclusion

Nous avons présenté le modèle de Barro (1989) qui, à partir d'une structure de production de type Cobb-Douglas, conduit à la conception et à la détermination d'un niveau optimal d'intervention de l'Etat dans l'activité économique via la dépense publique. Nous avons insisté sur l'idée que l'on peut entendre par "niveau optimal" le taux maximum de croissance de l'économie ou le maximum de bien-être. Les résultats auxquels nous sommes conduits dans l'un et l'autre cas sont bien différents. En même temps, le critère de Barro (1989) est dépendant de certaines conditions sur le type de croissance de l'économie. Une autre littérature économique se développe pour considérer l'intervention de l'Etat sous la forme d'une variable endogène, mais cette littérature n'est pas encore arrivée à une maturité suffisante pour qu'on puisse la considérer comme performante pour l'analyse économique du rôle de l'Etat. Nous pensons que, du point de vue de l'endogénéisation, il faut continuer à avoir comme référence la Loi de Wagner.

Nous avons essayé l'application des idées présentées dans cette réflexion théorique sur le rôle de l'Etat à l'U.E. pour la période de 1960 jusqu'à 2002. Les tests de racine unitaire nous indiquent, de façon indiscutable, que le niveau de la consommation publique par rapport au PIB a une racine unitaire soit au niveau du panel, soit au niveau individuel. Les chocs sur cette variable seront permanents. En ce qui concerne la Loi de Wagner, nous ne pouvons pas éliminer sa présence au niveau de l'U.E.. Ce résultat, intéressant, impose des contraintes importantes sur le comportement de longue période des Gouvernements. La thèse présentée par Avila et Strauch (2003), d'une relation négative entre le niveau de la consommation publique et le PIB, n'est pas étayée par notre analyse. Nous pensons

⁵⁰Entre parenthèses nous avons indiqué la valeur d' α après estimation avec la restriction $\beta = 1 - \alpha$.

⁵¹Le cas des travaux de Karras (1996) et Karras (1997) est pragmatique : il part d'une condition optimale déduite à partir d'un modèle avec une fonction Cobb-Douglas et il fait des estimations économétriques et des tests de restriction avec une fonction logarithme qui n'est pas la fonction de départ.

⁵²Voir aussi le Tableau (10).

qu'on peut même admettre le résultat contraire, c'est-à-dire, une relation positive entre la consommation publique et le produit.

Nous avons aussi étudié l'hypothèse de la "courbe d'Armey". On a utilisé, pour l'U.E., différentes méthodes d'estimation d'un modèle avec retards pour les variables indépendantes; les résultats numériques de ces estimations sont cependant très proches les uns des autres. La parabole estimée ne conduit pas à l'obtention d'un maximum, mais au contraire elle conduit à l'obtention d'un minimum. On doit alors se demander ce que signifierait une courbe d'Armey inversée. Pour un même taux de croissance de l'économie, on peut avoir deux niveaux d'intervention du Gouvernement dans l'économie. Celui de gauche illustrerait la position "conservatrice" et celui de droite, la position "keynésienne". Ce résultat signifie qu'on peut avoir le même effet sur la croissance avec des politiques "antagonistes" et il est en accord avec les différences institutionnelles et politiques qui caractérisent l'U.E.. Toutefois la représentation des tailles minimales et du taux de croissance a une pente négative. Pour chaque pays de l'U.E. nous avons estimé des modèles dynamiques qui nous ont conduit à l'obtention des valeurs minimales de la taille de l'État pour l'Italie et l'Autriche et à des valeurs maximales pour 7 autres pays. Seulement pour la Belgique et l'Allemagne la taille optimale est supérieure à la valeur effective de 2002, pour les autres pays, Grèce, Espagne, Irlande, Portugal et Finlande, la taille optimale est inférieure à la valeur de 2002. Nous remarquons que dans le cas de l'Espagne, Portugal et Finlande, la taille optimale est légèrement supérieure à 50%, la valeur de 2002.

La formule résumé d'Armey ignore ce qui se passe au niveau de la productivité des dépenses d'investissement privé et des dépenses publiques tandis que le modèle de Barro intègre ces différentes productivités. En conséquence, après l'obtention de ce résultat nous avons essayé l'estimation d'une fonction de production du type Cobb-Douglas. Les résultats sont encore une fois très intéressants. Au niveau de l'U.E. les données ne permettent pas de valider pour cet espace une fonction de type Cobb-Douglas, la spécification technologique sur laquelle se fondait la notion de "taille optimale" de Barro (1989). De plus, la fonction qu'on devrait retenir, ce serait une fonction de type CES. L'élégance du modèle de Barro est ainsi détruite. Nous n'avons pas la possibilité d'obtenir un maximum absolu pour le niveau d'intervention de l'Etat. Nous avons aussi étudié ce qui se passe au niveau de chaque pays. L'obtention de relations de co-intégration (méthode de Johansen) pour la Belgique, Allemagne, Grèce et Hollande, conduit à refuser la représentation de Cobb-Douglas et présente toujours des valeurs supérieures à l'unité pour les élasticités des facteurs. L'estimation par MCI conduit à des résultats plus intéressants. L'hypothèse d'une fonction du type Cobb-Douglas peut être refusée pour l'Allemagne, Espagne, Portugal et Finlande. Elle n'a pas été refusée pour la Belgique, Grèce, Irlande, Italie et Autriche. Pour ces 5 pays la taille optimale est bien supérieure à la valeur de 2002, et à la valeur moyenne 1960-2002. Sauf pour l'Italie la valeur optimale est presque le double des valeurs historiques.

Bref, au delà d'un phénomène d'inertie de la consommation publique nous avons enregistré une liaison positive entre la consommation publique et le produit. Nous avons aussi pu constater les résultats très différents donnés par l'application de l'équation d'Armey et le modèle de Barro. Ces résultats signifient que l'équation d'Armey ne conduit pas à une raisonnable approximation de la taille optimale de l'État. Effectivement elle ne tient

pas en compte les différences de productivité des facteurs. Nous avons aussi pu constater les résultats très différents obtenus au niveau agrégé de l'U.E. et au niveau de chaque pays.

En face des résultats obtenus pour la fonction de production nous pensons que notre recherche future doit intégrer ces résultats dans une problématique de croissance endogène pour l'U.E. et continuer à étudier aussi ce qui se passe au niveau de chaque pays. Ces résultats-là peuvent n'être que la conséquence des différences institutionnelles entre pays, et de leurs évolutions différentes au cours des quatre dernières décennies. Au niveau de ce sujet, il nous semble très net que l'étude de l'U.E. n'élimine pas l'étude de chaque pays.

A Annexe : Obtention des valeurs d'équilibre du modèle de Barro

A.1 La Représentation de l'Économie

Notre agent représentatif maximise son utilité intertemporelle selon l'expression :

$$U = \int_0^{\infty} u(c_t) \cdot e^{-\rho \cdot t} dt \quad (11)$$

où ρ est le taux de préférence intertemporel.

La fonction d'utilité instantanée d'une famille représentative où toutes les variables sont définies par travailleur est la suivante :

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad \sigma > 0 \quad (12)$$

Cette fonction⁵³ a certaines caractéristiques intéressantes : pour $\sigma \rightarrow 1$ elle converge vers la fonction logarithme ; l'utilité marginale est donnée par $u_c = c^{-\sigma}$ et l'élasticité de l'utilité marginale par rapport à la consommation est constante et égale à $-\sigma$.

Admettant une représentation de la production par :

$$y_t = A_t \cdot k_t^{1-\alpha} \cdot g_t^{\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (13)$$

La contrainte de répartition du produit est donnée par :

$$\dot{k}_t = y_t - c_t - g_t - \delta \cdot k_t \quad (14)$$

où g représente les dépenses du Gouvernement, δ représente la dépréciation du capital privé (k), et \dot{k} la variation du stock de capital.

La contrainte des dépenses publiques s'écrit :

$$g_t = \tau \cdot y_t \quad (15)$$

où τ représente le taux d'imposition fixé par le Gouvernement. La rentabilité du capital privé est, de ce fait, réduite ; elle est maintenant de $(1 - \tau) \cdot y_t$. A partir des relations (14) et (15), on arrive à l'expression de la contrainte de partage du produit :

$$\dot{k} = (1 - \tau) \cdot y_t - c_t - \delta \cdot k_t \quad (16)$$

La valeur actualisée du Hamiltonien est donnée par :

$$H = u(c_t) \cdot e^{-\rho \cdot t} + \lambda \cdot [(1 - \tau) \cdot y_t - c_t - \delta \cdot k] \quad (17)$$

Les conditions de premier ordre sont représentées par :

$$H_c = 0 \Leftrightarrow u'(c_t) \cdot e^{-\rho \cdot t} - \lambda_t = 0 \quad (18)$$

$$H_k + \dot{\lambda} = 0 \Leftrightarrow \lambda_t \cdot [(1 - \tau) \cdot f_k(k, g) - \delta] = -\dot{\lambda}_t \quad (19)$$

⁵³Iso-élastique.

Suivant la technique habituelle de passage aux logarithmes dans l'équation (18), puis en dérivant par rapport au temps et en utilisant l'équation (19), on obtient :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{(1 - \tau) \cdot f_k(k, g) - \delta - \rho}{-\frac{u''(c_t) \cdot c_t}{u'(c_t)}} = \frac{(1 - \tau) \cdot f_k(k, g) - \delta - \rho}{\sigma}$$

Tenant compte des équations (13) et (15), nous obtenons après simplification :

$$f_k(k, g) = (1 - \alpha) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g_t}{y_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

ce qui conduit à l'expression de la croissance de l'état régulier (*steady state*) :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \gamma = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - \tau) \cdot (1 - \alpha) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g_t}{y_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (20)$$

A.1.1 L'Obtention de la Taille Optimale de l'Etat

La dérivée de l'équation (20) par rapport à g_t/y_t est donnée par :

$$\frac{\partial \gamma}{\partial \frac{g_t}{y_t}} = \frac{A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\alpha - \frac{g_t}{y_t}\right) \cdot \frac{g_t^{\frac{1-2\alpha}{\alpha-1}}}{y_t}}{\sigma}$$

En conséquence, la valeur de $\frac{g_t}{y_t}$ qui maximise le taux de croissance, avec $g_t > 0$, est :

$$\tau = \frac{g_t}{y_t} = \alpha. \quad (21)$$

A.1.2 La Situation Optimale dans des Économies Centralisées ou Décentralisées

Les décisions de production du secteur privé sont prises en considérant comme donné (exogène) le niveau des dépenses de l'Etat. C'est à dire, pour un niveau constant de $\frac{g_t}{y_t}$. Si on prend cette valeur comme donnée, la productivité marginale du capital, f_k^* , s'écrit, après simplification :

$$f_k^* = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g_t}{y_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (22)$$

et il en résulte le taux de croissance de l'économie suivant :

$$\gamma^* = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - \tau) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g_t}{y_t}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \rho \right] \quad (23)$$

Il n'est pas difficile de vérifier que la taille optimale de l'Etat dans cette économie à décision centralisée est encore donnée par $\frac{g}{y} = \gamma = \alpha$. Cependant le taux de croissance de l'économie est

plus élevé que celui obtenu pour le cas d'une économie décentralisée. Cette solution correspond à celle d'une économie où la fiscalité consiste en un impôt forfaitaire⁵⁴.

La différence entre γ et γ^* est due aux effets des externalités. Quand les individus investissent, ils augmentent le revenu qui à son tour augmente l'investissement public, lequel conduit à l'augmentation de la productivité marginale du capital privé. Quand $\frac{dy}{dg} > 1$, l'effet des externalités est positif et conduit à l'augmentation de l'investissement privé. Quand $\frac{dy}{dg} < 1$, l'effet est négatif et les individus doivent réduire leurs investissements.

A.1.3 Dépenses Productives et Dépenses qui Contribuent au Bien-être Individuel

Représentons ces dépenses par h ⁵⁵ et la proportion des deux types de dépenses par rapport au produit global par τ_g et τ_h . La fonction d'utilité instantanée est maintenant donnée par :

$$u(c, h) = \frac{\left(c_t^{1-\beta} \cdot h_t^\beta\right)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (24)$$

et la contrainte de répartition du produit par :

$$\dot{k}_t = (1 - \tau_g - \tau_h) \cdot y_t - c_t - \delta \cdot k_t \quad (25)$$

Le nouvel Hamiltonien prend la forme :

$$H = u(c, h) \cdot e^{-\rho \cdot t} + \lambda_t \cdot [f(k, g) - (1 - \tau_g - \tau_h) \cdot y_t - c_t - \delta \cdot k_t] \quad (26)$$

La solution du système des relations $H_c = 0$, $H_h = 0$ et $H_k + \dot{\lambda} = 0$, conduit, après simplification, à la valeur du taux de croissance pour l'état régulier (*steady state*) :

$$\gamma = \frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{f_k \cdot (1 - \tau_g - \tau_h) - \delta - \rho}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \cdot \left[(1 - \tau_g - \tau_h) \cdot (1 - \alpha) \cdot A^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left(\frac{g}{y}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \delta - \rho \right] \quad (27)$$

⁵⁴Darreau (2003).

⁵⁵Les autres continuent à être représentées par g .

Références

- Aghion, P., et P. Howitt (1992), "A Model of Growth through Creative Destruction," *Econometrica*, pp. 323–35.
- Alesina, A., et R. Wacziarg (1998), "Openness, Country Size and Government," *Journal of Public Economics*, 69 305–21.
- Arellano, M., et S. Bond (2001), "Panel Data Models (DPD)," in *Econometric Modelling Using PcGive, Vol. III*, ed. by J. Doornik, et D. Hendry, chap. IV, pp. 61–98. Timberlake Consultants, London.
- Armey, R. (1995), *The Freedom Revolution*. Regnery Pub. Co., Washington, D.C.
- Aschauer, D. A. (1989), "Is Public Expenditure Productive?," *Journal of Monetary Economics*, 23, 177–200.
- (1990), *Public Investment and Private Sector Growth*. Economic Policy Institute, Washington.
- Avila, D. R., et R. Strauch (2003), "Public Finances and Long-Term Growth in Europe - Evidence from a Panel Data Analysis," Working Paper 246, European Central Bank, Frankfurt.
- Azariadis, C., et A. Drazen (1990), "Threshold Externalities in Economic Development," *Quarterly Journal of Economics*, 105, 501–26.
- Baltagi, B., et C. Kao (2000), "Nonstationarity Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels : A Survey," mimeo, Texas A&M Univ. and Syracuse Univ., New York.
- Barro, R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, 82, 1095–1117.
- (1988), "Government Spending in a Simple Model of Economic Growth," mimeo, Harvard University.
- (1989), "A Cross-Country Study of Growth, Saving and Government," Working Paper 2855, N.B.E.R., Cambridge, Ma.
- (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, S103–S125.
- (1991), "Economic Growth in a Cross-Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407–44.
- Becker, G. (1964), *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. NBER and University of Chicago Press, Chicago.
- Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data," *Non-Stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15 93–130.
- Brems, H. J. (1984), "Hansen in Retrospect," Working Paper 1043, BEBR, BEBR.
- Brown, E. C. (1989), "Alvin H. Hansen's Contributions to Business Cycle Analysis," Working Paper 515, M.I.T., Department of Economics, Massachusetts.
- Chiang, M.-H., et C. Kao (2002), "Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 - A User Guide," mimeo, National Cheng-Kung Univ. and Syracuse University, New York.

- Christiano, L. J. (1984), "A re-examination of the theory of automatic stabilizers," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 20 147–206.
- Cohen, D., et G. Follette (2000), "The automatic fiscal stabilizers : quietly doing their-thing," *FRBNY Economic Policy Review*, p. 35.68.
- Commission, E. (2002), *Statistical Annex of European Economy*. European Commission, ECFIN/248/2002, Bruxelles.
- Corsetti, G., et N. Roubini (1996), "Optimal Government Spending and Taxation in Endogenous Growth Models," Working Paper 5851, National Bureau of Economic Research.
- Darreau, P. (2003), *Croissance et Politique Économique*. De Boeck Université, Bruxelles.
- de Ávila Torrijos, D. R. (2002), "Productive Physical Investment and Growth : Testing the Validity of the AK Models from a Panel Perspective," mimeo, University of Exeter.
- Edward Day, M. S., et J. Lee (2000), "Government Size and Real GDP : a causality test," mimeo, University of Central California.
- Evans, P. (1997), "Government Consumption and Growth," *Economic Inquiry*, 35 209–17.
- Ghali, K. H. (1998), "Government Size and Economic Growth : evidence from a multivariate cointegration analysis," *Applied Economics*, 31 795–987.
- Ghate, C., et P. Zak (2000), "Growth of Government and the Politics of Fiscal Policy," Working paper, Claremont Graduate University.
- Granger, C. W. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, .
- Grossman, G., et E. Helpman (1992), *Innovation and Growth in Global Economy*. MIT Press, Cambridge, Ma.
- Holtz, E. D. (1988), "Private Output, Government Capital, and the Infrastructure "Crisis"," Working Paper 394, Columbia Department of Economics, Columbia.
- James Gwartney, R. H., et R. Lawson (1998), "The Scope of Government and the Wealth of Nations," *Cato Journal*, 18, .
- Jones, C. I. (1995), "Time Series Tests of Endogenous Growth Models," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 495–525.
- K. J. Arrow, H. B. Chenery, B. S. M., et R. M. Solow (1961), "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics*, pp. 225–50.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90 1–44.
- Kao, C., et M. H. Chiang (2000), "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data," *Advances in Econometrics*, 15.
- Karras, G. (1996), "The Optimal Government Size : Futher International Evidence on the Productivity of Government Services," *Economic Inquiry*, 34, 193–203.
- (1997), "On the Optimal Government Size in Europe : Theory and Empirical Evidence," *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 65, 280–94.

- (1999), “Taxes and Growth : Testing the Neoclassical and Endogenous Growth Models,” *Contemporary Economic Policy*, 17, 177–88.
- Koskela, E., et M. Viren (2003), “Government Size and Output Volatility : new international evidence,” Working Paper 569, University of Helsinki, Depart of Economics, Helsinki.
- Krueger, A. B. (2001), “An Interview with William J. Baumol,” *Journal of Economic Perspectives*, 15, 211–231.
- Krugman, P. (1989), *Rethinking International Trade*. M.I.T. Press, Cambridge, Ma.
- Kyung So Im, M. H. P., et Y. Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115 53–74.
- Levin, A., et C. F. Lin (1992), “Unit Roots Test in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties,” Discussion Paper 92-93, University of California, University of California.
- Lucas, R. (1988), “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
- M. Bleaney, N. G., et R. Kneller (2001), “Testing the Endogenous Growth Model : Public Expenditure, Taxation, and Growth over the Long-Run,” *Canadian Journal of Economics*, 34, 36–57.
- Marinheiro, C. (2003), “Emu and fiscal stabilisation policy : the case of small countries,” Ph.D. thesis, Departement Economie, Faculteit Economische en Toegepaste Economische Wetenschappen, Katholieke Universiteit, Leuven.
- Munnell, A. H. (1990), “Why Has Productivity Growth Declined ? Productivity and Public Investment,” Discussion Paper 0.
- (1992), “Infrastructure Investment and Economic Growth,” *Journal of Economic Perspectives*, 6, 189–98.
- Musgrave, R. (1985), “A Brief History of Fiscal Doctrine,” in *Handbook of Public Economics*, ed. by A. Auerbach, et M. Feldstein, vol. I, pp. 1–59. North-Holland, Amsterdam.
- Olters, J.-P. (2000), “Voting on the « Optimal » Size of Government,” Working Paper WP/00/174, I.M.F., Washington.
- Pedroni, P. (1995), “Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis,” Manuscript, Indiana University, Indiana.
- Perron, P. (1997), “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables,” *Journal of Econometrics*, 80 355–85.
- Persson, T., et G. Tabellini (2001), “Political Institutions and Policy Outcomes : what are the stylised facts ?,” mimeo.
- R. Barsky, N. G. M., et S. Zeldes (1986), “Ricardian consumers with Keynesian Properties,” *American Economic Review*, 76 676–691.
- R. Kneller, M. F. B., et N. Kneller (1999), “Fiscal Policy and Growth : Evidence from OECD Countries,” *Journal of Public Economics*, 74 171–90.

- Rajhi, T. (1996), *Dynamique des Politiques de Croissance*. Economica, Paris.
- Rebelo, S. (1991), "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 99, 500–21.
- Reich, H. (1987), "Wagner, Adolph Heinrich Gotthelf (1835-1917)," in *The New Palgrave. A Dictionary of Economics*, ed. by M. M. John Eatwell, et P. Newman, vol. 4, p. 846. Macmillan, London.
- Rodrick, D. (1998), "Why do More Open Economies have Bigger Governments?," *Journal of Political Economy*, 106, 997–1032.
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94, 1002–37.
- (1989), *Capital Accumulation in the Theory of Long-Run Growth* pp. 51–127. Harvard University Press, Cambridge, Ma.
- (1990), "Endogeneous Technical Change," *Journal of Monetary Economics*, 96 S71–S102.
- Sargent, T. (1976), "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics," *Journal of Political Economy*, 84 631–40.
- Stern, N. (1991), "The Determinants of Growth," *Economic Journal*, 101, 122–33.
- Towse, R. (ed.) (1997), *Baumol's Cost Disease, The Arts and other Victims* Cheltenham. Edward Elgar.
- Vedder, R., et L. Gallaway (1998), "Government Size and Economic Growth," Discussion paper, Joint Economic Committee, Washington, D.C.